

## **CALIBRACION DE UN MODELO DE DISTRIBUCION EN CONJUNTO CON LA AGREGACION DE UN MODELO DE PARTICION MODAL**

**Hernán Santa María, Fernando Bravo**  
**CIS Ingenieros Consultores, Marchant Pereira 1055, Santiago**

**y**

**Tristán Gálvez**  
**CITRA Ltda., General del Canto 487, Santiago**

### **RESUMEN**

En este trabajo se presenta un método de calibración de un modelo de distribución del tipo gravitacional doblemente restringido en conjunto con la agregación de un modelo de partición modal del tipo Logit Simple.

Para hacer posible un planteamiento de esta naturaleza, en la especificación de las secuencias de las etapas del Modelo Clásico de Transporte, se ha asumido que la elección del destino y del modo de viaje se dan a un mismo nivel. Considerando esto es posible plantear analíticamente un problema que incorpore, junto con la determinación de los parámetros del modelo de distribución, un vector de variables adicionales correspondientes a constantes modales específicas.

El planteamiento para la solución del problema se realiza mediante el método de máxima verosimilitud utilizándose un algoritmo del tipo Gauss Seidel para la solución simultánea del problema de distribución y agregación del modelo de partición modal, calibrado este último previamente a nivel desagregado.

El presente trabajo contiene el planteamiento formal del problema y de un algoritmo que lo resuelve, la descripción e implementación del software y la aplicación del método a la calibración de modelos para el Gran Valparaíso, dentro del marco del estudio ESTRIVAL (CITRA-CIS, 1990).

## 1. INTRODUCCION

En los estudios de demanda de transporte, los modelos desagregados de partición modal constituyen en la actualidad una pieza fundamental. Han demostrado ser capaces de generar predicciones de una calidad razonable con un costo moderado, dado que en general requieren muestras de tamaño reducido en comparación con métodos anteriores.

Sin embargo, las otras tres etapas de los modelos corrientemente utilizados -generación, distribución y asignación- se realizan normalmente a un nivel agregado. Ello plantea la necesidad de agregar los modelos de partición modal, con el fin de obtener una herramienta predictiva homogénea. Existen diversos momentos para realizar dicha agregación (Williams y Ortúzar, 1982), siendo en general preferible realizarla después de la calibración de un modelo desagregado y no antes.

En cuanto a las formas de agregación, en la literatura han sido propuestos diversos métodos, que han sido revisados por Ortúzar y Willumsen (1990). Entre ellos puede señalarse el método "inocente", que consiste en aplicar el modelo desagregado directamente, utilizando valores medios para cada par de zonas de las variables de servicio (o atributos) de los modos. Este procedimiento puede generar importantes sesgos de agregación, por lo cual normalmente no es utilizado. Probablemente, la forma de agregación más exacta es la simulación mediante la aplicación del modelo desagregado a la totalidad de la población. Sin embargo, ello requeriría computar variables de servicio de cada alternativa disponible, para cada uno de los viajes realizados, lo cual está fuera de toda posibilidad práctica. En efecto, incluso el número total de viajes en una ciudad es normalmente calculado a partir de una encuesta origen-destino aplicada a una muestra.

Una alternativa es aplicar esta simulación a la misma muestra utilizada en la calibración del modelo desagregado de partición modal. La calidad de este procedimiento dependerá de cuán representativa sea dicha muestra de la población total. La aplicación de este método se dificulta en los casos en que resulta inconveniente definir una muestra representativa. Ello sucede, por ejemplo, cuando algunos modos de transporte están disponibles sólo para una pequeña fracción de la población total de área de estudio. En este caso una muestra representativa incluiría un número de elecciones de estos modos que sería insuficiente para lograr una adecuada confiabilidad estadística de los resultados.

Por otra parte, las reglas generalmente aceptadas para definir tamaños muestrales para calibración de modelos de partición modal indican que este tamaño está más relacionado con el número de parámetros que se desea calibrar, que con el tamaño de la población. Si la población está dividida en segmentos de tamaño muy disímil, se ganará poco en confiabilidad de los modelos seleccionando una muestra que contenga un mayor número de observaciones de los segmentos de mayor tamaño, pues la información comenzará a ser redundante.

El razonamiento anterior conduce a concluir que en casos como los señalados, en que la muestra no es representativa, se requiere un método diferente de agregación. Un método que ha sido utilizado en estos casos es una variante del método inocente, en la cual se trabaja con valores medios de las variables de servicio a nivel zonal, pero los valores de las constantes modales se ajustan de modo de reproducir la partición modal agregada observada. Una segunda variante consiste en ajustar, además de las constantes modales, el factor de escala del modelo

de partición modal. Este segundo método fue utilizado en el estudio ESTRAUS (CIS-SK, 1989) y por Ortúzar e Ivelic (1989), obteniéndose las nuevas constantes modales y los factores de escala mediante regresiones lineales en el caso de ESTRAUS y mediante máxima verosimilitud, aprovechando el software disponible para estimar modelos logit en el caso de Ortúzar e Ivelic. Procedimientos similares han sido reportados en la literatura para la aplicación a una realidad dada de modelos calibrados en otro lugar o en otro tiempo. Koppelman et al. (1985) propone utilizar en estos casos procedimientos de máxima verosimilitud en la estimación.

Esta última proposición abre una línea interesante. Para la calibración de los modelos de distribución basados en maximización de entropía (Wilson, 1974), existen diversos métodos propuestos en la literatura, una revisión de los cuales puede encontrarse en Ortúzar y Willumsen (1990). Sin embargo, como parte del estudio ESTRAUS (CIS-SK, 1989) se desarrolló un nuevo método de calibración basado en técnicas de máxima verosimilitud. Ello abre el camino para la exploración de la posibilidad de realizar conjuntamente la agregación del modelo de partición modal y la calibración del modelo de distribución, mediante una formulación basada en máxima verosimilitud.

El presente trabajo contiene el desarrollo de la idea anterior. En la Sección 2 se plantea formalmente el problema y se define la notación. La Sección 3 contiene la descripción del algoritmo diseñado para resolverlo. La Sección 4 presenta las principales características del software desarrollado en base a dicho algoritmo. Los resultados obtenidos de la aplicación del modelo al Gran Valparaíso, como parte del estudio ESTRAVAL (CITRA-CIS, 1990) actualmente en ejecución, son presentados en la Sección 5. Finalmente, la Sección 6 contiene una discusión de la bondad del método y las conclusiones que pueden obtenerse de su aplicación.

## **2. PLANTEAMIENTO ANALITICO DEL PROBLEMA**

Normalmente los modelos de partición modal y distribución deben ser calibrados por separado para diversas segmentaciones de la demanda. Las dos aplicaciones de este tipo de modelos realizadas en Chile (ESTRAUS y ESTRAVAL) han incluido segmentaciones por período del día, por propósito de viaje, y por categorías socioeconómicas de usuarios, basadas en el ingreso y la tasa de motorización. Ello conduce a que estas segmentaciones deben ser explícitamente incorporadas en el planteamiento, si se desea que éste pueda tener aplicación práctica.

Sin embargo, el problema en estudio puede ser planteado en forma independiente para cada combinación propósito-período. Considerando esto los subíndices correspondientes de la función de demanda pueden ser omitidos para simplificar la notación y deben considerarse implícitos en la formulación que se presenta en esta sección. Esta independencia se rompe, en cambio, para la segmentación por categoría de usuario, pues los modelos de atracción de viajes, a diferencia de los de generación, son comunes para todas las categorías. Ello se debe a las características de las variables que los explican, principalmente variables de uso de suelo del tipo educación, salud, comercio, etc., muy difíciles de obtener a nivel de tipo de usuarios.

Por lo tanto, se ha definido, para cada combinación período-propósito, un modelo de distribución del tipo gravitacional, doblemente restringido, basado en el principio de maximización de la entropía.



Las restricciones del problema quedan dadas por una parte por los viajes originados por zona, los cuales pueden ser definidos a nivel de categorías de usuarios, y por otra por los destinos o viajes atraídos por zona, definidos en forma global.

Con estas consideraciones, la especificación del modelo de distribución de viajes puede ser planteado como:

$$T_{ijn} = O_{in} A_{in} D_j B_j \exp (-\beta^n C_{ijn}) \quad (1)$$

con las restricciones:

$$\sum_j T_{ijn} = O_{in} \quad , \forall i$$

$$\sum_{in} T_{ijn} = D_j \quad , \forall j$$

donde:

$T_{ijn}$  = Viajes predichos desde el origen  $i$  al destino  $j$ , para el estrato socioeconómico  $n$  (propósito y período implícitos).

$O_{in}$  = Viajes originados en la zona  $i$  por el estrato socioeconómico  $n$  (propósito y período implícitos)

$D_j$  = Viajes atraídos por la zona  $j$  (propósito y período implícitos)

$A_{in}$  = Factor de balance asociado al origen  $i$  y al estrato socioeconómico  $n$  (propósito y período implícitos).

$B_j$  = Factor de balance asociado al destino  $j$  (propósito y período implícitos).

$\beta^n$  = Parámetro de impedancia para el estrato socioeconómico  $n$  (propósito y período implícitos).

$C_{ijn}$  = Costo compuesto de transporte desde el origen  $i$  al destino  $j$ , obtenido como logsuma de costos modales, para el estrato socioeconómico  $n$  (propósito y período implícitos).

Si consideramos un modelo clásico de transporte, del tipo jerárquico a nivel de las etapas que lo conforman, en el cual la etapa de distribución sea anterior a la etapa de partición modal, la expresión para los costos compuestos está dada por la logsuma (Williams, 1977):

$$C_{ijn} = -\phi/\beta^n \ln \left( \sum_m \exp (-\lambda^n (C_{ijm} + M_{nm})) \right) \quad (2)$$

con  $\phi = \beta^n/\lambda^n$

en que  $\phi$  representa al parámetro que da cuenta del orden jerárquico en que se presentan las etapas de distribución y partición modal dentro del modelo clásico secuencial de transporte, y  $\lambda^n$  representa al parámetro de agregación que permite pasar de un modelo de partición modal desagregado a un modelo agregado

Luego, la ec.(2) se puede escribir como

$$\exp ((-\beta^n/\phi) C_{ijn}) = \sum_m \exp (-\lambda^n (C_{ijn} + M_{nm})) \quad (3)$$

donde:

$C_{ijn}$  = Costo de transporte desde el origen i al destino j por modo m, para el estrato socioeconómico n (propósito y período implícitos), excluyendo constantes modales.

$M_{nm}$  = Constante modal del modo m para el estrato socioeconómico n (propósito y período implícitos).

En el presente trabajo consideraremos sólo el caso especial en el cual el modelo de partición modal corresponde a un modelo Logit Simple. En este caso, el total de viajes desde un origen i a un destino j para cada categoría n y modo m está dado por la expresión:

$$T_{ijn} = T_{ijn} (\exp(-\lambda^n (C_{ijn} + M_{nm}))) / (\sum_n \exp(-\lambda^n (C_{ijn} + M_{nh}))) \quad (4)$$

Ahora, si consideramos que las etapas de distribución y partición modal se dan a un mismo nivel en el modelo secuencial clásico ( $\phi = 1$ ), es decir, las decisiones de a dónde y en qué viajar se hacen simultáneamente, reemplazando las ecuaciones (1) y (3) en la ec. (4) se obtiene el siguiente modelo combinado de distribución y partición modal:

$$T_{ijn} = O_i A_{in} D_j B_j \exp(-\beta^n (C_{ijn} + M_{nm})) \quad (5)$$

con las mismas restricciones planteadas para la ec. (1).

El problema a resolver corresponde por lo tanto al caso particular dado por la ecuación (5) y se refiere a calibrar los valores de los parámetros de impedancia y agregación  $\beta^n$  por categoría y las constantes modales  $M_{nm}$  por modo-categoría.

Considerando que  $\beta^n$  es igual a  $\lambda^n$ , la constante modal específica del modelo de partición modal agregado corresponderá al producto del parámetro  $\beta^n$  por la constante modal  $M_{nm}$ . A su vez, los coeficientes o valoraciones de los distintos atributos que componen las utilidades de los modos en el modelo agregado, corresponderán al producto de  $\beta^n$  por los coeficientes del modelo desagregado.

Si llamamos  $X_{ijnm}$  a los viajes observados desde zona  $i$  a zona  $j$  para el modo  $m$  y estrato socioeconómico  $n$  (con propósito y período implícitos), la función de verosimilitud de los parámetros a calibrar está dada por (Ashish Sen, 1986):

$$\mathcal{L} = \prod_{ijnm} \exp(-T_{ijnm}) (T_{ijnm})^{X_{ijnm}} / (X_{ijnm}!) \quad (6)$$

Siguiendo el método usual de maximizar el logaritmo de la función anterior se obtiene:

$$\text{Max } \mathcal{L} = \sum_{ijnm} (-T_{ijnm} + X_{ijnm} \ln(T_{ijnm}) - \ln(X_{ijnm}!)) \quad (7)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial a_{in}} = \sum_{jm} (-b_j \exp(-\beta^n C_{ijnm}) + X_{ijnm} / a_{in}) = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_j} = \sum_{inm} (-a_{in} \exp(-\beta^n C_{ijnm}) + X_{ijnm} / b_j) = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta^n} = \sum_{ijnm} (C_{ijnm} (T_{ijnm} - X_{ijnm})) = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial M_{nm}} = \sum_i (\beta^n (T_{ijnm} - X_{ijnm})) = 0 \quad (11)$$

$$\text{con } a_{in} = O_{in} A_{in} \quad \text{y} \quad b_j = D_j B_j$$

Si reemplazamos la expresión de  $T_{ijnm}$  de la ec. (5) en (11) y despejamos la constante modal  $M_{nm}$ , ésta puede expresarse por modo y categoría como:

$$M_{nm} = -1/\beta^n \ln \left( \sum_j X_{ijnm} / \sum_j a_{in} b_j \exp(-\beta^n C_{ijnm}) \right) \quad (12)$$

### 3. ALGORITMO DE SOLUCION

Las ecuaciones (8) a (12) planteadas en el punto anterior sugieren la utilización de un algoritmo de optimización directo del tipo Gauss-Seidel (Pang y Chan, 1982). Este algoritmo comprende los siguientes pasos :

- i) Fijar valores de partida para las constantes modales  $M_{nm}$
- ii) Elegir un vector  $B^n$  de partida
- iii) Resolver el problema de los factores de balance. Para esto se deben calcular  $a_{in}$  y  $b_j$  tal que verifiquen las ecuaciones (8) y (9) anteriores. Esto puede hacerse mediante el conocido método de Furness (1965) para determinar factores de balance.
- iv) Calcular  $\partial \mathcal{L} / \partial B^n$  y corregir  $B^n$  de manera de obtener  $\partial \mathcal{L} / \partial B^n = 0$ . Si se analiza el comportamiento de  $\partial \mathcal{L} / \partial B^n$  como función de  $B^n$ , suponiendo  $a_{in}$  y  $b_j$  fijos, se obtiene que:

$$\frac{\partial^2 \mathcal{L}}{\partial B^n \partial B^h} = \sum_{ijnm} -(C_{ijnm})^2 T_{ijnm} < 0 \quad \text{para } h = n \quad (13)$$

$$= 0 \quad \text{para } h \neq n$$

lo que indica que el Hessiano es negativo definido y diagonal. La conclusión es que se puede definir un algoritmo unidimensional de búsqueda para los  $B^n$ , en el cual se optimiza por categoría. De aquí se desprende un nuevo vector de betas.

- v) Con el vector de  $B^n$  calculado en iv), se calcula un nuevo valor para las constantes modales utilizando la ecuación (12), las cuales se comparan con las iniciales de i), verificando que se cumpla un criterio de parada establecido inicialmente para estas variables.
- vi) Si el criterio de v) no se cumple se vuelve a iii), tomando como constantes modales y betas iniciales para la nueva iteración los últimos valores modelados en iv) y v).

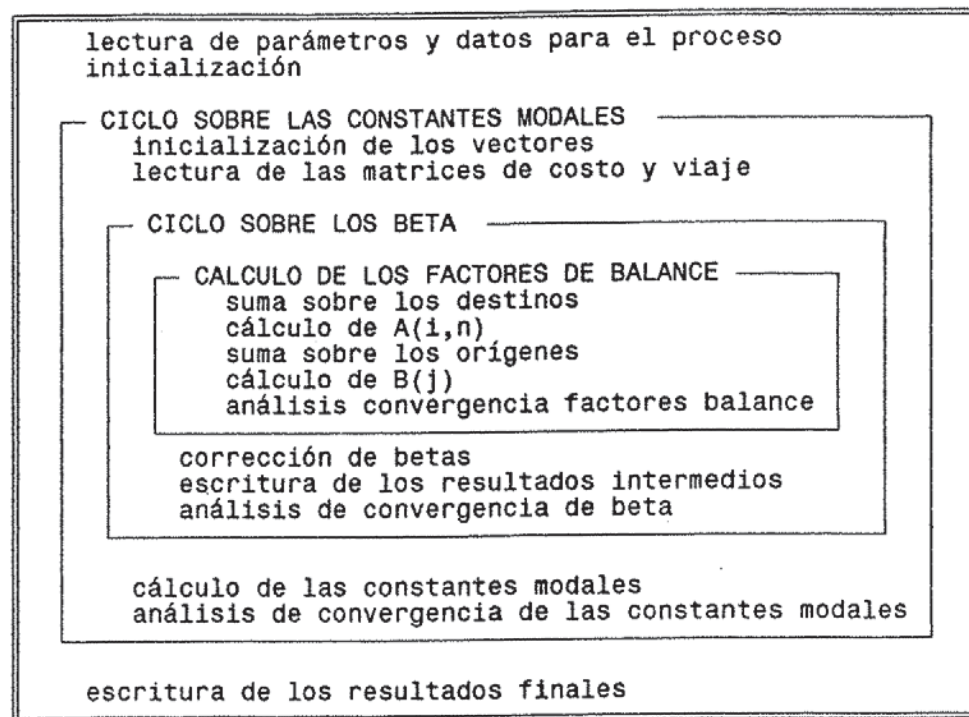
### 4. DESCRIPCION E IMPLEMENTACION DEL SOFTWARE

El programa que realiza el proceso de calibración de distribución y agregación de partición modal en conjunto ha sido denominado DISTPMA y está basado en el programa DISTRIBUIR, escrito en FORTRAN 77 y desarrollado en el proceso de calibración del Modelo de Distribución de ESTRAUS (CIS-SK, 1989).

DISTPMA requiere para su funcionamiento de matrices de costo que no incluyan las constantes modales y matrices de viajes observadas para cada una de las categorías de usuarios y modos de transporte definidos.

Debido a esto, como etapa previa se construyó un programa denominado DEMANDAV0, el cual a partir de un modelo de partición modal de estructura conocida, y un conjunto de variables de servicio (tiempo de viaje, espera, caminata, etc.) dadas, genera las matrices de costo sin las constantes modales; opcionalmente, puede generar además matrices de viajes a nivel de propósitos de viaje, modos de transporte y categorías de personas.

El programa se encuentra preparado para manejar una fracción de la información en memoria y el resto en disco, de modo de no utilizar memoria virtual, ya que se ha comprobado que debido al orden de las operaciones se efectúa una cantidad impresionante de swapping que degrada el rendimiento del programa si los datos no caben en su totalidad en memoria principal. En la Figura 1 se presenta la estructura lógica del programa DISTPMA.



**Figura 1. Estructura del programa DISTPMA**

El software DISTPMA fue sometido a diversas pruebas para verificar su correcta implementación. Para ello se definió una red de ensayo con 17 zonas, 8 modos y sólo una categoría de usuario.

Las pruebas se hicieron generando, para un conjunto de variables de servicio dadas entre zonas de la red (tiempos de viaje, tiempos de espera, distancia de caminata, etc.) y un conjunto de parámetros beta y constantes modales también dadas, un conjunto de matrices de costos sin constante modal y un conjunto de matrices de viajes por modo.



El programa DISTPMA se dió por probado cuando fue capaz de reproducir, dentro de ciertos márgenes de error, los parámetros beta y las constantes modales utilizadas para generar las matrices de costo y de viajes de prueba. La Figura 2 presenta cómo se realiza el proceso de calibración de los parámetros por propósito-período.

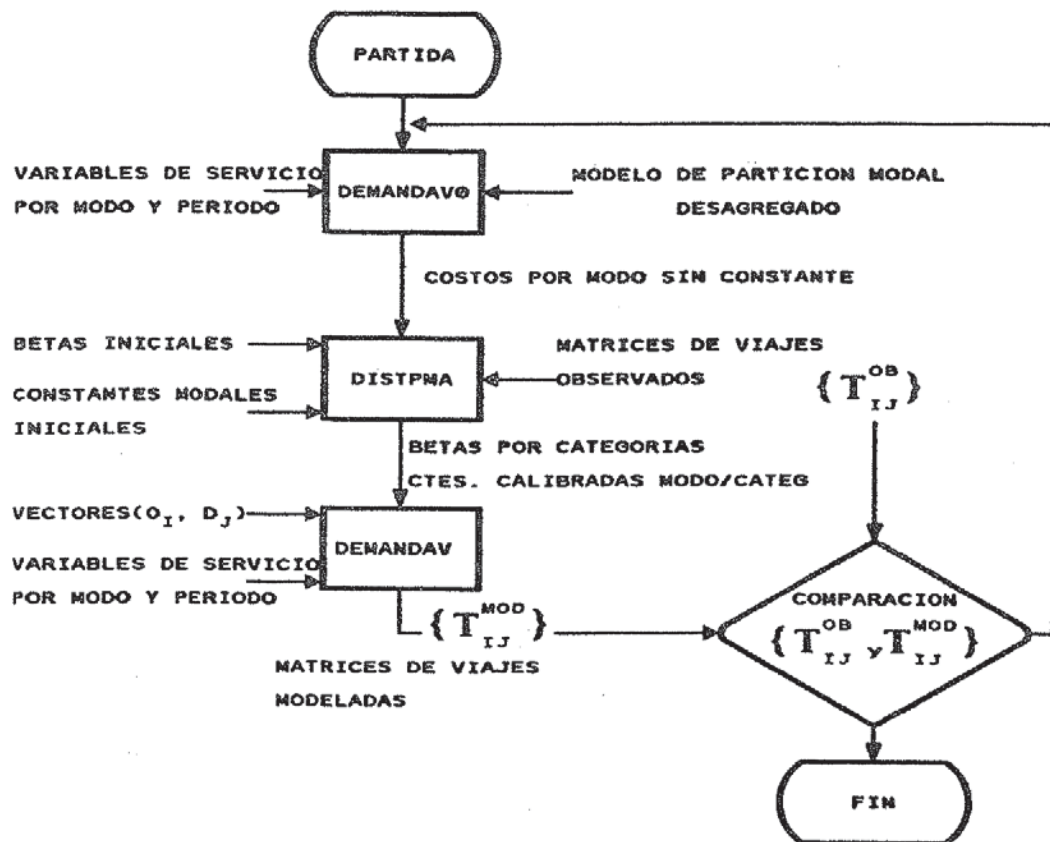


Figura 2. Proceso de Calibración

## 5. APLICACION AL CASO DEL GRAN VALPARAISO

Luego de la verificación del correcto funcionamiento del programa mediante el ejemplo de prueba, se procedió a aplicarlo al caso del Gran Valparaíso, modelado por el estudio ESTRAVAL. Este modelo tiene aproximadamente 500 nodos, 1500 arcos, 167 zonas, 8 modos de transporte, 3 propósitos de viaje (Trabajo, Estudio y Otros), 6 categorías de usuarios y 4 períodos de modelación. Sin embargo, en el presente artículo, por razones de espacio, se reportará sólo los resultados obtenidos para el período Punta Mañana (7:45 - 8:45 horas) y propósito Trabajo.

Para los viajes observados se utilizó directamente las matrices ampliadas y corregidas de Origen Destino por propósito, período, categoría de usuario y modo provenientes de la Encuesta OD del Gran Valparaíso realizada en 1986 (CADE-IDEPE, 1987). Los costos modales sin constante  $C_{ijm}$  se determinaron a partir de un modelo de partición modal Logit Simple calibrado a nivel desagregado. Las variables de servicio fueron obtenidas a nivel zonal de las redes modeladas en el estudio ESTRAVAL para 1986.

Se probó inicializar el algoritmo diagonalizado en DISTPMA con dos conjuntos de constantes modales, uno correspondiente a las del modelo de partición modal diario calibrado a nivel desagregado corregidas por el logaritmo de la razón entre la proporción de viajes del modo  $k$  en la muestra y la población y otro con constantes modales nulas. Por ambos caminos se obtuvieron los mismos resultados, siendo más eficiente el algoritmo al partir con constantes nulas. El conjunto inicial de parámetros beta en ambos casos fue un vector unitario.

Para una exigencia de 10 iteraciones del ciclo de constantes modales, 4 iteraciones del ciclo de beta desde la iteración 1 a 9 de las anteriores y 5 para la décima y exigencias de  $1E-3$  para los factores de balance en cada iteración de beta, el proceso completo de calibración para un período-propósito demoró del orden de 3 hrs de CPU en un computador HP/UNIX 3000. Fueron obtenidas las precisiones presentadas en el Cuadro 1, que corresponde a la corrida del período Punta Mañana-propósito Trabajo, con constantes nulas y betas unitarios como punto de partida.

CUADRO 1 PRECISIONES ALCANZADAS POR EL ALGORITMO PERIODO PUNTA MAÑANA PROPOSITO TRABAJO					
ALGORITMO CTES.MODEALES		ALGORITMO BETAS		ALGORITMO FACT. BALANC	
ITERACION	ERROR1 (*)	ITERACION	ERROR2 (*)	ITERACION	ERROR3 (*)
1	0.812500000	4	6.30920E-02	4	3.89584E-4
2	6.96123E-02	4	2.12479E-02	4	2.98048E-4
3	4.57274E-02	4	7.67204E-03	4	1.44781E-4
4	8.21262E-02	4	3.47179E-03	4	6.92788E-5
5	2.40229E-02	4	1.85700E-03	4	2.86107E-5
6	1.26542E-02	4	1.56019E-03	4	1.89494E-5
7	7.50375E-03	4	8.25738E-04	4	8.12303E-6
8	4.48715E-03	4	9.58505E-04	4	4.13477E-6
9	2.78566E-03	4	8.66342E-04	4	8.60726E-6
10	1.52845E-03	5	4.03741E-04	4	1.02279E-6

(\*) Corresponde al error alcanzado en la iteración mencionada del ciclo respectivo; se define como la sumatoria del módulo de diferencias relativas de los parámetros en dos iteraciones sucesivas.

Las constantes modales y betas obtenidos para esta corrida se presentan en los Cuadros 2 y 3. Las constantes están relativas al modo Bus-Taxibus (la constante modal en este modo se fija en 0.0), el cual corresponde al modo más utilizado en el área de estudio de acuerdo a la Encuesta OD de 1986.

CUADRO 2 CONSTANTES MODALES CALIBRADAS POR MODO Y CATEGORIA PERIODO PUNTA MANANA PROPOSITO TRABAJO						
MODO	CATEGORIAS (1)					
	1	2	3	4	5	6
Auto-chofer(2)	0.0000	0.5294	0.0000	0.1727	0.0000	3.1889
Auto-Acompañante(2)	0.0000	-5.0585	0.0000	-6.5335	0.0000	-3.8952
Bus-Taxibus	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Taxi Colectivo	-2.5248	-5.2268	-2.8795	-5.3942	-3.9239	-6.7800
Ascensor	-2.7980	-2.3358	-3.7365	-4.5134	-3.4210	nd
Tren	-1.4161	-1.7722	-1.4943	-3.2657	nd	-5.2169
Caminata	0.2306	0.3081	0.0377	0.0757	-0.8974	-0.0626
Bus-Ascensor	-3.3267	-2.6696	-6.0918	-4.4862	nd	-5.2468

- (1) Ver la definición de categorías de usuarios en Cuadro 3.  
 (2) No está disponible este modo para las categorías de usuario 1, 3 y 5.  
 nd Esta constante modal no pudo ser calculada ya que no se observaron viajes en este propósito y categoría en la Encuesta OD 1986.

CUADRO 3 BETAS CALIBRADOS POR CATEGORIA DE USUARIO PERIODO PUNTA MANANA, PROPOSITO TRABAJO		
INGRESO (pesos de 1986)	NUMERO DE AUTOS EN EL HOGAR	
	0	1 o más
Bajo : Menor que \$30.000 al mes	1.00441030	0.55365604
Medio: Entre \$30.000 y \$75.000	0.69458622	0.37702525
Alto : Mayor que \$75.000 al mes.	0.49437961	0.33976832

Para el conjunto de parámetros calibrados, presentados en los Cuadros 2 y 3, se obtuvo la partición modal de viajes modelada, que se compara con la observada en la Encuesta OD 1986 en el Cuadro 4. Los resultados obtenidos a nivel de partición modal son consistentes, dado que se replica correctamente lo observado en la Encuesta OD de 1986.

A nivel de distribución de viajes la comparación entre matrices modeladas y observadas, ya sea a nivel de distribución total o distribución por modo, también entrega resultados aceptables, considerando las limitantes que poseen por su esencia las matrices de la Encuesta OD de 1986, al contener una gran cantidad de celdas vacías, situación que no sucede en las matrices modeladas.

CUADRO 4 PARTICION MODAL MODELADA VERSUS OBSERVADA PERIODO PUNTA MANANA, PROPOSITO TRABAJO				
Modo	Viajes Modelados	% Modelado	Viajes Observados	% Observado
Auto-Chofer	8755.54	15.79	8768.01	15.81
Auto-Acompañante	1767.26	3.19	1773.83	3.20
Bus-Taxibus	28014.07	50.52	28040.20	50.54
Taxi Colectivo	1868.92	3.37	1882.76	3.39
Ascensor	83.60	0.15	66.09	0.12
Tren	626.56	1.13	605.03	1.09
Caminata	14096.00	25.43	14108.72	25.43
Bus-Ascensor	235.29	0.42	233.21	0.42
Totales	55447.24	100.00	55477.85	100.00

Para atenuar lo anterior se procedió a realizar agregaciones de las 167 zonas a nivel de 22 sectores y 7 áreas ESTRAVAL, realizándose comparaciones de la matriz de distribución, cuyos principales resultados se presentan a nivel de áreas, sectores y zonas en los Cuadros 5, 6 y 7 siguientes, respectivamente.

CUADRO 5				
COMPARACION DE MATRICES DE DISTRIBUCION MODELADA VERSUS OBSERVADA				
POR AREAS ESTRAVAL		PERIODO PUNTA MANANA		PROPOSITO TRABAJO
Característica	MATRIZ MODELADA CELDA VALOR		MATRIZ OBSERVADA CELDA VALOR	
Número de Elementos	49			
Número Pares Iguales	0			
Suma Total	55468.30		55477.84	
Número de Ceros	0		5	
Promedio	1132.01		1260.86	
Desviación Standard	2670.86		2861.37	
Valor Máximo	<3,3>	13346.46	<3,3>	13874.34
Valor Mínimo	<7,2>	.47	<7,3>	6.50
Diferencia Máxima	<5,5>	2840.64	3455.35	
Error Total Ponderado % (1)	11.03			

- (1) Corresponde a la suma del módulo de la diferencias de los valores por celda de ambas matrices ponderado por el número de viajes observado.



CUADRO 6 COMPARACION DE MATRICES DE DISTRIBUCION MODELADA VERSUS OBSERVADA POR SECTORES ETRAVAL PERIODO PUNTA MANANA PROPOSITO TRABAJO		
Característica	MATRIZ MODELADA CELDA VALOR	MATRIZ OBSERVADA CELDA VALOR
Número de Elementos	484	
Número Pares Iguales	43	
Suma Total	55468.30	55477.84
Número de Ceros	43	189
Promedio	125.78	188.06
Desviación Standard	322.31	390.99
Valor Máximo	<6,4> 3446.38	<6,4> 3331.79
Valor Mínimo	<22,3> .03	<22,10> 1.24
Diferencia Máxima	<11,4> 991.04	1674.23
Error Total Ponderado % (1)	33.37	

- (1) Corresponde a la suma del módulo de la diferencias de los valores por celda de ambas matrices ponderado por el número de viajes observado.

CUADRO 7 COMPARACION DE MATRICES DE DISTRIBUCION MODELADA VERSUS OBSERVADA POR ZONAS ETRAVAL PERIODO PUNTA MANANA PROPOSITO TRABAJO		
Característica	MATRIZ MODELADA CELDA VALOR	MATRIZ OBSERVADA CELDA VALOR
Número de Elementos	27889	
Número Pares Iguales	3786	
Suma Total	55468.30	55477.84
Número de Ceros	3786	25971
Promedio	2.30	28.92
Desviación Standard	8.47	30.46
Valor Máximo	<131,49> 216.09	<116,49> 285.16
Valor Mínimo	<1,151> .01	<42,35> 0.70
Diferencia Máxima	<9,53> 10.05	251.92
Error Total Ponderado % (1)	102.98	

- (1) Corresponde a la suma del módulo de la diferencias de los valores por celda de ambas matrices ponderado por el número de viajes observado.

Como puede apreciarse de los resultados de estos últimos cuadros, al disminuir el número de celdas nulas (ceros) de la matriz observada el error ponderado disminuye de un 102.9% a nivel de zonas a un 33.37% a nivel de sectores y a un 11.03% a nivel de áreas; el promedio y la desviación estándar de las matrices agregadas son similares y las celdas de valor máximo coinciden en las matrices observadas y modeladas. La pequeña diferencia que existe en la suma total de la matriz, se debe a que existe en la Encuesta OD de 1986 una pequeña fracción de viajes en algunas categorías para algunos modos que no están disponibles de acuerdo a la modelación efectuada (específicamente existen en la encuesta viajes en el modo auto acompañante no teniendo necesariamente posesión de automóvil).

Es importante considerar que afecta también, en la diferencia existente entre las matrices modeladas y observadas, el hecho de tener como restricción a nivel de tipos de usuarios (n), sólo a los viajes generados y no a los atraídos por zona ( $O_{in}$  y  $D_j$  de ecuación (1)).

En cuanto al modelo agregado de partición modal, los resultados obtenidos, que no es posible detallar aquí, son satisfactorios. En los cuadros 8 y 9 se presentan las valoraciones resultantes para las variables costo y tiempo de viaje, respectivamente, para el período punta mañana y propósito trabajo. Se observa que los órdenes de magnitud relativos de estas valoraciones para cada categoría de usuario corresponden a lo que cabría esperar. Cabe destacar que estas valoraciones corresponden al modelo agregado, esto es al producto del coeficiente del modelo desagregado por el valor de beta correspondiente a cada categoría.

CUADRO 8 VALORACIONES DEL MODELO DE PARTICION MODAL AGREGADO PARA EL COSTO DE VIAJE, POR CATEGORIA DE USUARIO PERIODO PUNTA MAÑANA, PROPOSITO TRABAJO		
INGRESO (pesos de 1986)	NUMERO DE AUTOS EN EL HOGAR 0                      1 o más	
Bajo : Menor que \$30.000 al mes	-0.026245	-0.014467
Medio: Entre \$30.000 y \$75.000	-0.013281	-0.007209
Alto : Mayor que \$75.000 al mes.	-0.007761	-0.005334

CUADRO 9 VALORACIONES DEL MODELO DE PARTICION MODAL AGREGADO PARA EL TIEMPO DE VIAJE, POR CATEGORIA DE USUARIO PERIODO PUNTA MAÑANA, PROPOSITO TRABAJO		
INGRESO (pesos de 1986)	NUMERO DE AUTOS EN EL HOGAR 0                      1 o más	
Bajo : Menor que \$30.000 al mes	-0.000670	-0.000369
Medio: Entre \$30.000 y \$75.000	-0.000709	-0.000385
Alto : Mayor que \$75.000 al mes.	-0.001004	-0.000690

## **6. CONCLUSIONES.**

El método de agregación del modelo de partición modal en conjunto con la calibración del modelo de distribución, presentado en este trabajo, ha demostrado ser consistente desde el punto de vista de bondad de ajuste y de factibilidad práctica de aplicación. Ello significa que se cuenta ahora con una herramienta poderosa que soluciona uno de los puntos tradicionalmente oscuros en la calibración de modelos secuenciales.

Sin embargo, el método ha sido desarrollado para un caso particular, en el cual se supone que el modelo de partición modal es del tipo logit multinomial y las decisiones sobre elección de modo y elección de destino se toman al mismo nivel. Ello abre un campo para futuras investigaciones, que utilizando una metodología similar a la propuesta, permitan abordar estructuras jerárquicas en el proceso de decisión, tanto al interior del modelo de partición modal como entre éste y el modelo de distribución.

## REFERENCIAS

- Ashish, Sen (1986) Maximum Likelihood Estimation of Gravity Model Parameters. **Journal of Regional Science**, Vol. 26, 3, 461-474.
- CADE-IDEPE (1987) Estudio encuesta Origen Destino de viajes para el Gran Valparaíso. Informe Final a la Secretaría Ejecutiva de la Comisión de Transporte Urbano. Consorcio CADE-IDEPE, Santiago.
- CIS-SK (1989) **ESTRAUS, Estudio Estratégico de Transporte del Gran Santiago**. Informe Final a la Secretaría Ejecutiva de la Comisión de Transporte Urbano. Consorcio Sigdo Koppers-CIS, Santiago.
- CITRA-CIS (1990) **ESTRAVAL, Estudio de Evaluación y Desarrollo del Sistema de Transporte Urbano del Gran Valparaíso**. Informe de Avance 4, Tomos 1 y 3, presentado a la Secretaría Ejecutiva de la Comisión de Planificación de Infraestructura de Transporte. Consorcio Citra-CIS, Santiago.
- Furness, K.P. (1965) Time function iteration. **Traffic Engineering and Control** 7(7), pp.458-460.
- Koppelman, F.S., G-K Kuah y G. Rose (1985) Transfer model updating with aggregate data. **64th Annual TRB Meeting**, Washington, DC.
- Ortúzar, J.D. y A.M. Ivelic (1989) Influencia del nivel de agregación de los datos en la estimación de modelos logit de elección discreta. **Apuntes de de Ingeniería** 34 ,pp. 59-80 , Pontificia Universidad Católica.
- Ortúzar, J.D. y L.G. Willumsen (1990) **Modelling Transport**. Wiley, Chichester.
- Pang J.S. y Chan D. (1982). Iterative Methods for varational and complementary problems. **Math. Program.**, Vol 24, 3, 284-313.
- Williams, H.C.W.L. (1977) On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefit. **Environment and Planning** 9A(3), pp.285-344.
- Williams, H.C.W.L. y J.D. Ortúzar (1982) Travel demand and response analysis - some integrating themes. **Transportation Research** 16A (5/6), pp.345-362.
- Wilson, A.G. (1974) **Urban and Regional Models in Geography and Planning**. John Wiley & Sons, London.